

国际经济调整与中国地区经济增长

——来自 2001—2013 年地级市样本的证据

王贤彬¹ 董一军² 黄亮雄³

(1. 暨南大学经济学院 广东广州 510632)

(2. 厦门大学经济学院 福建厦门 361005)

(3. 华南理工大学经济与贸易学院 广东广州 510006)

摘要: 本文采用 2001—2013 年中国地级及以上城市数据,从理论和实证两个层面探讨了国际经济调整对国家内部的地区经济增长的影响。结果发现,国际经济调整对我国外部经济依赖度更大的城市造成了更大的影响。一个城市的外部经济依赖度每提高一个标准差,则其 2008 年之后的经济增长率相对 2008 年之前下降 0.46 个百分点,这一结果在工具变量估计方法下依然存在,且一系列检验表明这一发现是稳健的。在异质性上,我们发现国际经济调整主要对东部地区的城市经济增长造成影响;经济规模较大的城市具有更强的本地市场效应,国际经济调整带来的影响相对较小;国际经济调整不仅对城市 GDP 增长造成了直接影响,而且其通过影响其他城市的经济增长进而产生间接影响。机制方面,我们发现国际经济调整主要影响了出口贸易从而影响了城市经济增长率。

关键词: 国际经济调整 全球经济危机 地区经济增长 双重差分法

中图分类号: F061.5 **JEL:** R11

一、引言

良好的外部经济环境是中国经济长期稳定增长的重要保障。中国近年来经济增长速度的调整,很大程度上源于外部经济环境的收紧。2007 年起源于美国的国际金融危机,对全球贸易造成严重冲击。2009 年,全球贸易增速由 2008 年的 15.18% 跌落为 -22.25%。在全球主要国家联手采取刺激政策之下,2010 年、2011 年全球贸易出现反弹,增速分别为 21.87%、19.85%。但 2012—2016 年全球贸易增速再次回落,分别为 0.86%、2.39%、0.30%、-12.87% 和 -2.97%。^①国际金融危机发生之后,中国实际 GDP 增长率在 2008 年出现下滑。

* 本文为国家自然科学基金面上项目“行政审批改革的经济增长效应研究:理论机制、实证识别与政策设计”(71773038)、中央高校基本科研业务费专项资金项目(2018ZDXM07)的阶段性成果。文章撰写与修改过程中,李辉文、王春超、徐现祥、杨本建、左翔、审稿人及编辑部提出宝贵意见,在此一并感谢。文责自负。

① 数据来自于联合国贸易与发展会议(UNCTAD)数据库。

尽管在“四万亿”投资计划下，2010 年中国实际 GDP 增长率出现回升，但之后一直到 2016 年，其下降程度更大（卫梦星，2012；Ouyang 和 Peng，2015）。

在中国宏观经济增长遭受外部经济危机冲击的同时，中国内部的区域经济增长格局也发生了微妙的变化。中国东中西部 GDP 增速出现分化，由 2007 年之前东部领先变为 2008 年之后西部领先。进一步分析中国各地级市 2008 年之后相对于 2001—2007 年实际 GDP 平均增长率的变化，2008 年的外部经济贸易冲击出现后，沿海地区城市实际 GDP 增长率趋于下降或持平，内陆地区城市实际 GDP 增长率趋于上升。以往关注国际金融危机的文献主要考察其对中国宏观经济及企业的影响（Johansson 和 Xu，2016；Ouyang 和 Peng，2015；Bai 等，2016），较少关注国际金融危机对区域经济增长格局所造成的冲击。

实际上，国际经济调整对于中国城市实际 GDP 增长率的影响存在区域差异性。这种国际经济调整效应的区域差异性，是理解近年来中国区域经济增长格局演化的重要视角。这种差异源于不同城市的外部经济依赖度的差异。由于我国不同城市的经济发展水平和发展模式差异巨大，外部经济依赖程度分化显著，因此外部经济贸易调整对城市经济增长的影响存在巨大差异。本文旨在从理论和实证两个方面探讨国际经济调整对于我国城市经济增长的影响、影响的机制以及异质性问题。

本文首先从理论机制上对国际经济调整的经济影响进行了讨论。国际经济调整首先从需求侧对城市经济增长造成影响。由于中国的贸易模式基本上为商品贸易，因此国际经济调整主要通过出口贸易对城市经济增长产生影响。在实证上，本文基于中国 286 个地级及以上城市的 2001—2013 年的面板数据，采用双重差分方法，考察了国际经济调整对我国城市地区经济增长的影响。实证发现，2008 年以后的负面国际经济调整对中国外部经济依赖度更大的城市造成了更大的负面影响。一个城市的外部经济依赖度每提高一个标准差，则其 2008 年之后的经济增长率相对 2008 年之前下降 0.46 个百分点。这一结果在工具变量估计下依然存在，且一系列检验均表明本文结果是稳健的。基于理论假说部分的讨论，以及双重差分方法和工具变量方法的应用，这种实证发现是一种因果性关系。在影响异质性上，负面国际经济调整主要对我国东部地区城市的经济增长造成了负面影响。我国不同城市的规模存在巨大差异，在负面国际经济调整出现的情况下，经济规模较大的城市由于具有较强的“本地市场效应”（home market effect）、较好的自我恢复能力以及平抑经济波动的能力，从而遭受负面影响的程度相对较小。从国内市场经济联系的角度来看，国际经济调整不仅对城市 GDP 增长造成了直接影响，而且是通过引致其他城市的 GDP 增长变化进而通过城市间的经济联系带来间接影响。最后，我们进一步探讨了国际经济调整影响城市经济增长的渠道，发现其主要影响了城市出口贸易，从而间接影响到城市经济增长。

本文研究的创新和特色体现在以下几个方面：第一，本文基于 2008 年后国际经济贸易形势变化这一重要冲击，创新性地从中国这一大国内部区域（城市）的层面，考察了国际经济调整对经济增长的影响，特别是识别了其对地区经济增长的异质性影响，有助于深化对经济贸易冲击的经济增长效应的理解；第二，本文在实证方法上，基于所考察的具体问题，针对性地采用了类双重差分方法和工具变量方法，使得实证发现更加接近经济意义上的因果关系，也更加稳健；第三，本文不仅识别了国际经济调整带来的经济增长效应，并且多维度考察和讨论了这种影响效应的异质性，具体从区域、城市规模以及国内地区间经济联系的角度进行了渠道分析。本文的工作对于理解近年来中国经济增长趋势转换规律以及经济活动空间分布调整都具有重要的启示意义。

二、文献综述与理论假说

对外贸易是一个经济体实现快速经济增长的重要途径（Frankel 和 Romer, 1999）。改革开放之后，中国一个重要的经济增长动力就是来自于外部的贸易需求（孙楚仁等, 2006）。自从珠三角等区域率先实行对外开放以来，中国特别是沿海地区制成品出口工业迅速发展，出口成为拉动经济增长的重要力量。通过贸易和投资等往来，我国经济与世界经济的相互影响程度逐渐加深，这在我国加入世界贸易组织以后更加明显（张军和桂林, 2008）。中国在 21 世纪第一个十年中的快速经济增长，相当程度上来自于生产体系有效合理地嵌入到全球生产贸易的分工链条中，找到了自己在全球生产价值链当中的位置（卫瑞等, 2015）。正如大量文献所验证的，地理因素不仅是双边贸易而且是一国全部对外贸易的重要决定因素（Frankel 等, 1995；Frankel 和 Romer, 1999）。在进行对外贸易的过程中，企业选址需要接近外部市场，也需要接近生产要素及中间投入品。由于外部市场的地理空间分布和范围大致是给定的，而一国内部如劳动力等生产投入要素是可流动的，因此东部沿海地区在开展国际贸易过程中具备了得天独厚的地理位置优势，从而逐渐形成了较为完善的工业生产体系，获得了快速的经济增长（陆铭和陈钊, 2005；金煜等, 2006）。随着中国嵌入全球生产体系程度的加深，以及由于累积循环效应发挥作用，东部沿海地区在整个国家当中的经济地位不断上升，区域间的经济发展差距加大（王永进等, 2010）。^①2007 年之后，美国金融危机席卷全球，世界经济遭受严重冲击，国际贸易增速、世界经济增长严重下滑（Baldwin, 2009）。Chor 和 Manova（2012）实证研究发现，2008 年全球经济危机期间，以美国为出口目的地的国家出口大幅下降，并且企业融资成本较高的国家向美国出口的产品下降得更多。世界经济景气变化所导致的外部需求冲击，通过贸易尤其是出口贸易对出口相关生产制造行业以及相关国家或者地区造成严重影响，并通过产业关联进一步引致当地经济增长的变化。在区域和城市层面，由于我国各地区对外贸易程度差异巨大，经济增长对于外贸的依赖程度有很大的不同，因此国际经济贸易调整对国内经济增长的影响可能呈现出区域和城市异质性，外部经济依赖度大的区域和城市受影响程度更大。因此，本文提出基本假说，即假说 1：

假说 1：负面的国际经济调整对我国地区层面的经济增长造成了负面影响，且这一负面影响在外部经济依赖度大的地区更加突出。

本文的研究属于区域和城市经济学，与本文研究最为接近的是 Redding 和 Sturm（2008）。Redding 和 Sturm（2008）从理论和实证两个层面论证了市场范围对于城市经济增长的重要性。在实证上，他们利用二战之后的德国分裂事件作为一个自然实验，采用双重差分法验证了市场范围（可得性）对于城市经济增长的影响。正是因为西德不同的城市距离东西德边境的地理距离存在差异，所以在德国分裂的情况下，其所遭受的市场范围损失存在差异，从而最终呈现出不同的经济增长趋势。本文在以下方面与其存在不同：第一，我们基于的事件并非是特定于一国的历史事件，而是更加具有时效性的 2008 年经济危机冲击，而且这一经济危机冲击不仅仅对中国经济产生影响，也对各国经济产生显著冲击，本文严谨地考察其经济效应，既具有时效价值，也具有全球的一般性意义；第二，我们基

① 正因为沿海地区和内陆地区的经济发展差距不断加大，中央于 2001 年左右推出了“西部大开发”战略，旨在加快内陆地区特别是西部地区的经济发展，缩小区域经济差距。但是，2008 年全球经济危机爆发之前，在全球贸易分工力量和累积循环力量之下，东部沿海地区仍然在经济发展过程中占尽优势。

于中国是一个世界少有的地理、人口和经济大国，并且仅有东部和南部区域具有海岸线的重要特征，借助上百个城市的外部经济依赖度变异性来验证理论假说，所得到的结论具有可靠性，也能够为中国的经济增长机制带来更深的理解；第三，与 Redding 和 Sturm (2008) 仅考察城市人口变化不同，本文还在异质性上对国际经济调整的影响作用进行了讨论。我们接下来从异质性角度提出相关假说。

在地理空间的视角下，一个城市和地区的经济增长，是通过产业分工、集聚等方式实现的。这必然表现为一个城市 and 地区与其他国家以及本国其他城市发生大量的经济 and 产业联系。正因如此，我们首先基于与其他国家的经济贸易联系的视角，提出了基本理论假说（假说 1）。但是，对于中国这样的地理、人口和经济大国，与国内其他地区和城市的经济 and 市场联系，对于一个城市的经济发展来说非常重要。正因如此，当来自国外的经济贸易调整出现时，其不仅会直接对某一城市的贸易 and 产业增长产生影响，而且还会通过对国内其他城市的经济影响，进而间接地对该城市的经济增长产生影响。赵永亮和才国伟（2009）发现，中国的省区的国内市场潜力越大，就越具有大规模的对外贸易。国内市场潜力较大的地区往往也是经济较为发达的地区，因为潜在的内部市场需求越大，就越具有拉动该地区经济增长的动力，形成该区域产业集聚发展并促使其走向规模化生产，从而能够支撑大规模的对外贸易。因此，在考察国际经济调整对城市经济增长影响时，不能不考虑其他地区和城市所带来的间接影响。于是，本文提出假说 2：

假说 2：国际经济调整不仅直接影响了某一地区的经济增长，同时也通过影响国内其他地区的经济增长，进而间接影响了该城市的经济增长。

三、实证策略与数据

（一）识别策略

我们借鉴 Waldinger (2010)、Nunn 和 Qian (2014) 的识别策略，构建核心解释变量，并采用双向固定效应模型和 2SLS 模型进行估计。基本计量模型如下：

$$gdp_{growth}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 shock_{it} * depend_{it} + \alpha_2 l \log gdp_{i,t-1} + \alpha_3 \log s_{it} + \alpha_4 \log(n_{it} + g + \delta) + X^T \alpha_5 + \gamma_i + \lambda_t + \phi_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

被解释变量 gdp_{growth} 代表地级及以上城市 GDP 实际增长率，不包括四个直辖市。由于 GDP 增长率波动较大，且一些城市个别年份的统计数据具有明显错误，比如甘肃省定西市 2005 年 GDP 增长率高达 108.8%，但通过 GDP 计算得出其名义增长率只有 13.1%。所以我们对 GDP 增长率进行了上下 1% 的缩尾处理。此外，行政区划调整使得一些城市的 GDP 增长率不具有可比性，所以我们将进行行政区划调整的城市当年变量值删除。

$shock * depend$ 是本文的核心解释变量。 $shock$ 变量代表时间维度上的国际经济调整，此处使用两个指标来代替。第一，虚拟变量 $shock_d$ ，其中 2001—2007 年取值为 0，2008—2013 年取值为 1。这是因为，过去 15 年间，全球最大的经济调整是 2007 年发端于美国的金融危机，随后蔓延到实体经济，对世界贸易产生巨大影响。考虑到美国金融危机对中国的影响时滞，我们选取 2008 年作为受到冲击的第一年。第二，使用我国主要出口国家和地区的加权 GDP 增长率 $shock_w$ 。^②按照出口份额从大到小排序进行加总，选择出占我国大陆

② 权重为向该国（地区）出口额占我国当年出口总额的比重。

地区 80%出口份额的国家和地区。^③我们采用这些国家和地区的加权 GDP 增长率。我们借鉴 Nunn 和 Qian (2014) 的识别策略构建 *shock_w*depend* 指标。^④

depend 变量表示各城市对于外部经济贸易的依赖程度。由于中国绝大多数城市与海外的经济联系主要表现为贸易联系,因此我们将此定义为城市出口总额占本市 GDP 的比重,使用 2001—2003 年的平均值。^⑤

此外,实证模型中考虑了一系列的控制变量。 $l \log gdp$ 是滞后一年实际 GDP 对数值, s 代表储蓄率,使用固定资产投资占 GDP 的比重衡量。 n 为城市人口增长率,使用年末总人口计算。 g 和 δ 分别代表技术增长率和资本折旧率,参照 Mankiw 等 (1992) 等经济增长文献的常规设定,令 $g+\delta=0.05$ 。 X 表示一系列其他的控制变量,包括滞后一年的人口 ($l \log pop$),第二、三产业占 GDP 的比重 (GDP_second 、 GDP_third),政府公共财政支出占 GDP 的比重 (exp),外商直接投资占 GDP 的比重 (fdi),人力资本 ($labor$, 使用师生比衡量)。 γ_i 代表城市固定效应, λ_t 代表时间固定效应, ϕ_{pt} 表示省份一年份固定效应。由于各城市本身在时间上可能存在随机扰动项的序列相关,本文把回归标准误聚类在城市层面加以控制。

我们希望依赖于上述类似于双重差分 (DD) 的变量设定,来获得国际经济调整对地方经济增长的影响程度的一致估计。但是,首先,基本模型中的变量 *depend* 可能面临内生性的威胁,因为在受到冲击后出口减少,可能存在 *depend* 和 *gdpgrowth* 共同下降的趋势,从而影响估计的一致性。我们使用 2001—2003 年的平均值,而不是 2001—2013 年的平均值在一定程度上解决了这个问题。其次,可能存在遗漏变量问题,对此在计量模型中,本文在控制城市、时间固定效应后,加入省份年份固定效应以控制省份的时间趋势问题。再次,*depend* 与 *gdpgrowth* 变量可能存在双向因果关系,即经济增长可能会对外部经济依赖度产生影响。为此,我们使用各城市到天津、上海、香港三大港口的最短地理距离 (*distoport*) 作为 *depend* 的工具变量。到港口的距离外生于城市 GDP 增长,其可能对 GDP 增长产生影响,但 GDP 增长无法影响它,并且其与 *depend* 存在负相关关系。2SLS 模型第一阶段回归模型设定如下:

$$\begin{aligned} shock_i * depend_i = & \alpha_0 + \alpha_1 shock_i * distoport_i + \alpha_2 l \log gdp_{i,t-1} + \alpha_3 \log s_{it} \\ & + \alpha_4 \log(n_{it} + g + \delta) + X^T \alpha_5 + \gamma_i + \lambda_t + \phi_{pt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

我们以 *shock*distoport* 作为 *shock*depend* 的工具变量,我们在第一阶段回归中将检验 *shock*distoport* 是否存在弱工具变量等问题,以尽量保证工具变量回归的可靠性。

在考虑使用工具变量的实证框架下,我们可以给出简化的回归模型:

③ 欧元区视为一个地区。这些国家和地区主要包括美国、中国香港、日本、欧元区、韩国、英国、新加坡、中国台湾、澳大利亚、加拿大、马来西亚、俄罗斯、印度、阿联酋、印度尼西亚、越南、巴西、泰国等,不同年份有所区别。

④ 由数据可知,相对于 2001—2007 年, *shock_w* 指标在 2008、2009 年发生显著变化,从 2007 年的 3.32 减小到 2008、2009 年的 0.97、-1.97,因此该指标发生的显著变化在很大程度上可以反映 2008 年及以后的负面国际经济调整冲击。

⑤ 我们用 2001—2003 年的城市出口总额占 GDP 比重的均值来衡量城市的外部经济依赖度,这 3 年的城市出口总额占 GDP 比重本身就是国际经济调整影响的结果,将其作为解释变量具有一定的内生性。但是,由于在实证回归中需要有准确反映城市在样本期内的外部经济依赖度的指标,因此出于准确性和外生性的权衡,我们以样本期内的初始数年的数据计算外部经济依赖度。

$$gdpgrowth_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 shock_i * distoport_i + \alpha_2 l \log gdp_{i,t-1} + \alpha_3 \log s_{it} + \alpha_4 \log(n_{it} + g + \delta) + X^T \alpha_5 + \gamma_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（二）数据

本文使用的地级及以上城市共 286 个，不包括四个直辖市。地级及以上城市数据来自《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。我国主要出口国家和地区经济增长率来自于国际货币基金组织 WEO 数据库（World Economic Outlook Database, April 2016 Edition）。我国同各国（地区）海关进、出口总额数据来自于《中国统计年鉴》。各城市到港口的最短地理距离以及各城市之间的最短地理距离使用 ArcGIS 10.2 计算得出。^⑥

四、基本结果

（一）OLS 估计

首先，进行 OLS 估计。表 1 显示，无论是使用虚拟变量还是主要出口国家或地区的加权经济增长率替代冲击变量，二者交互项系数在统计意义上都是显著的。

表 1 国际经济调整对 GDP 增长的影响的初步回归结果

变量	被解释变量：GDP增长率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>shock_d*depend</i>	-4.589*** (0.555)	-2.700*** (0.456)	-1.890*** (0.677)			
<i>shock_w*depend</i>				0.574*** (0.104)	0.445*** (0.104)	0.255* (0.139)
其他控制变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Prov*Year FE	NO	NO	YES	NO	NO	YES
Observations	3 583	2 986	2 986	3 583	2 986	2 986
Adjusted R ²	0.349	0.464	0.672	0.319	0.456	0.669

注：回归模型 cluster 在城市层面。***为 1%统计水平显著性，**为 5%统计水平显著性，*为 10%统计水平显著性。下表同。

表 1 第 1—3 列、4—6 列分别报告了采用虚拟变量，我国主要出口国家和地区加权 GDP 增长率作为国际经济调整的回归结果。第 1 列不加入任何控制变量，仅控制城市固定效应和年份固定效应，*shock_d*depend* 的系数为 -4.589，符号符合理论预期，在 1%统计水平显著。第 3 列在第 1 列的基础上加入了控制变量和省年固定效应，*shock_d*depend* 的系数为 -1.890，在 1%统计水平显著。这表明，外部经济的负面调整，对外部经济依赖度高的城市造成了更大的负面影响。具体而言，一个城市的外部经济依赖度每提高一个标准差，则其 2008 年之后的经济增长率将会下降 0.46 个百分点。若一个城市的常规经济增长速度为 10%，则这一影响达到其经济增长速度的 4.6%。显然，这是一个不可忽略的负面影响。

表 1 第 4 列不加入任何控制变量，仅控制城市固定效应和年份固定效应，

⑥ 各城市到港口的距离以及各城市之间的距离，全部根据城市中心点之间的距离计算。

*shock_w*depend* 的系数为 0.574，符号符合理论预期，在 1%统计水平显著。第 6 列在第 4 列的基础上加入了控制变量、省年固定效应，*shock_w*depend* 的系数为 0.255，在 10%统计水平显著。总体来看，我国主要出口国家和地区经济环境的负面调整会对外部经济依赖度大的城市造成更大的负面影响。具体来说，对于外部经济依赖度为样本均值的城市（均值为 0.124），我国主要出口国家和地区的加权经济增长率每下降一个标准差，则其经济增长率会降低 0.021 个百分点。

（二）2SLS 估计

表 2 展示了采用国际经济调整变量和港口距离变量交乘项作为工具变量的估计结果。^⑦ 由第 2 列可知，在使用虚拟变量作为国际经济调整时，第二阶段回归中国际经济调整和外部经济依赖度的交互项的回归系数为-2.736，在 5%统计水平显著为负，且回归系数绝对值相对于 OLS 回归明显增大。第一阶段回归的 Kleibergen-Paap *F* 统计值是 21.98，不存在弱工具变量的问题。具体而言，表 2 第 2 列第二阶段回归系数为-2.736，这表明如果一个城市外部经济依赖度（*depend*）提高一个标准差，那么 2008 年之后该城市的增长率每年平均下降 0.67 个百分点。若一个城市的常规经济增长速度为 10%，则这一影响达到其经济增长速度的 6.7%。

第 3—4 列是使用主要出口国家和地区的加权经济增长率作为国际经济调整的结果。第 3 列显示，第二阶段回归中国际经济调整和外部经济依赖度的交互项的回归系数为 1.238，在 1%统计水平显著为正，第一阶段回归的 Kleibergen-Paap *F* 统计值是 24.55，不存在弱工具变量的问题。当我们控制省年固定效应后，国际经济调整和外部经济依赖度的交互项的回归系数不再显著，但系数仍然为正。

表 2 外部冲击对经济增长影响的 2SLS 回归

变量	被解释变量：GDP增长率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 2SLS estimates				
<i>shock_d*depend</i>	-9.895*** (2.294)	-2.736** (1.125)		
<i>shock_w*depend</i>			1.238*** (0.314)	0.204 (0.182)
Panel B: First-stage estimates				
<i>shock_d*distoport</i>	-0.181*** (0.0374)	-0.298*** (0.0637)		
<i>shock_w*distoport</i>			-0.211*** (0.0427)	-0.357*** (0.0795)
Kleibergen-Paap <i>F</i> -statistic	23.55	21.98	24.55	20.12
其他控制变量	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES
Prov*Year FE	NO	YES	NO	YES
Observations	2 973	2 943	2 973	2 943

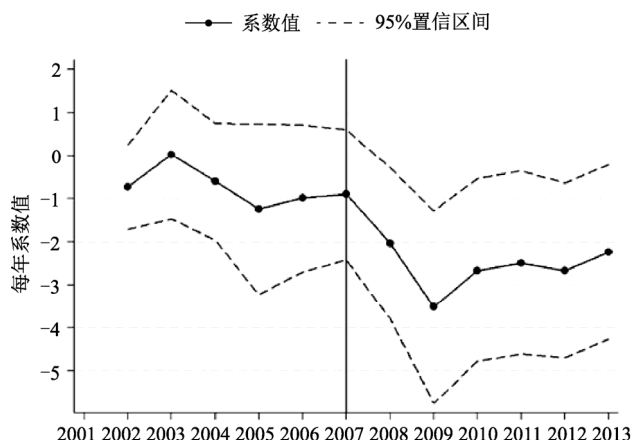
⑦ 此外，我们进行了外部冲击对经济增长影响的简化估计，限于篇幅结果未列出。

以上表明,在我们使用工具变量进一步减弱内生性问题时,仍然稳健地发现国际经济调整对于城市经济增长的显著影响。

(三) 效应动态分析

为了进一步探究国际经济调整效应的变化趋势,图1给出了国际经济调整对我国城市实际GDP增长率的年度影响。我们使用对外贸易依赖度同2001—2013年每年的虚拟变量相乘,并剔除2001年的交乘项,回归得到2002—2013年共12个交乘项系数。2002—2013年每年的系数值都反映了各自年份与2001年之间的差值,通过比较相互之间的系数大小,判断效应差异的大小。如图所示,与2001年相比,国际经济调整对于城市实际GDP增长率的影响在2002—2007年间变化不大,系数在-1值附近。但2008、2009年系数有明显下降的趋势,虽然在2010年后开始企稳上升,但明显低于2007年之前。这说明,与其他年份相比,国际经济调整对于GDP增长率的明显负面影响开始于2008年,并在2009年扩大,虽然之后负面影响减弱,但仍然存在。

图1 外部冲击的年度效应



(四) 排除“四万亿”政策的影响

本文发现2008年之后,国际经济调整使得对外贸易依赖度大的城市受到较大的负面影响,尤其是东部地区城市。但与此同时,2008年我国为了应对金融危机造成的冲击,实施了“四万亿”刺激计划,这些投资主要投向了基础设施建设等领域。如果投资主要偏向中西部地区,这可能导致中西部地区经济增长速度超过东部地区,从而呈现出上述结果。为了排除“四万亿”刺激政策的影响,我们在回归当中进一步加入相应的控制变量。“四万亿”刺激计划的实施,很大程度上是依赖金融信贷为投资活动提供流动性支持(Chen等,2018)。因此,我们计算各省2009年全部金融机构各项贷款余额增长率与2008年全部金融机构各项贷款余额增长率的差值,以贷款余额增长率差值来度量“四万亿”刺激计划在地方层面的力度。我们使用贷款余额增长率差值与2009—2013年各年年度虚拟变量分别相乘,加入计量模型以度量“四万亿”刺激计划对于城市经济增长率的影响。由于我们使用省级贷款指标衡量“四万亿”刺激计划,因此,回归中并未控制省年固定效应,否则会出现共线性问题。OLS与2SLS估计结果显示,“四万亿”刺激计划的实施并未改变本文的基本结果。^⑧

(五) 进一步的稳健性检验

我们在使用出口国家和地区加权经济增长率时,出口地区包含了香港地区,但由于香

⑧ 限于篇幅,具体结果未列出。

港地区主要从事转口贸易，这并不实际反映香港地区对于内地出口的需求，因此我们把香港地区剔除后重新进行了检验。另外，我们根据我国 90%出口份额，重新选择出口国家和地区，重新进行回归。我们在选择 90%的出口份额基础上剔除香港地区进行检验。不管剔除香港与否、出口份额变化与否，基本发现仍然稳健。

此外，我们同时进行了一系列的稳健性检验：变换回归标准误的 cluster 层面、使用进出口总额占 GDP 比重作为外部经济依赖度的度量、去掉自治区样本、去掉副省级城市及省会城市、使用滞后一期的主要出口国家和地区加权经济增长率作为国际经济调整。分析显示，回归结果基本稳健，在国际经济调整发生的情况下，外部经济依赖度更强的城市，其经济增长受到更大的影响。^⑨

五、异质性分析

（一）国际经济调整对我国 GDP 增长影响的区域差异

2008 年之后我国经济增长出现分化，东部地区 GDP 增长率急转直下，由之前的“前沿阵地”变成了“垫底俱乐部”，而中西部地区则实现了 GDP 增长的反超。表 3 表明，国际经济调整是我国地区间经济增长分化的一个原因。具体而言，根据子样本分析，国际经济调整主要是对东部地区的城市经济增长造成了显著的负面影响，使其实际 GDP 增长率下滑，而对于中西部地区影响不显著。

表 3 国际经济调整对我国 GDP 增长影响的地区差异

变量	被解释变量：GDP增长率					
	东部子样本		中部子样本		西部子样本	
	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>shock_d*depend</i>	-1.902** (0.790)		-0.123 (3.282)		-5.246 (7.087)	
<i>shock_w*depend</i>		0.300** (0.136)		-0.712 (0.729)		0.614 (1.289)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Prov*Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1 138	1 138	1 078	1 078	735	735
Adjusted R^2	0.757	0.753	0.715	0.715	0.664	0.663

注：子样本在 IV 估计下回归结果类似，未列出。

⑨ 我们还进行了证伪检验。前文发现，具有不同外部经济依赖度的城市，国际经济调整对其 GDP 增长率的影响是不同的。具体为，在国际经济调整发生后，外部经济依赖度大的城市受到的影响更大。如果我们把外部经济依赖度变量随机匹配到各个地级市，那么我们预期交互项的回归系数应该是不显著的。于是，我们把各城市与外部经济依赖度变量进行了 1 000 次的随机匹配，使用随机匹配的数据进行回归，结果发现，随机匹配数据的估计系数的累积概率密度分布图峰值（均值）位于 0 附近，而基本回归结果系数远远偏离 0 值，且在密度分布之外。这说明随机匹配外部经济依赖度后，国际经济调整对于城市实际 GDP 增长率不存在影响，从而反面印证了我们的结论。

从东向西我国各地的外部经济依赖度呈现递减的趋势，东、中、西部地区外部经济依赖度均值分别为 0.268、0.050、0.045。东部地区的平均外部经济依赖度远远大于中西部，约为后者的 5 倍，而中西部在外部经济依赖度方面差异不大。这说明，东部地区与世界经济的一体化程度远远高于中西部内陆地区，并且不同城市之间有足够的外部经济依赖度差异，也更容易遭受外部世界经济不景气的影响。

（二）国际经济调整对不同规模城市的影响

不同经济规模的城市抵御冲击的能力可能是有差异的。由于人力资本、技术的集聚作用，大量的人口聚集在大城市，大城市的“本地市场效应”（home market effect）明显。相对于大城市，小城市的本地市场相对薄弱，重要性较低，经济增长对于外部市场的依赖程度较大。因此，当外部市场发生变化时，小城市由于自我恢复能力以及平抑经济波动的能力较弱，受影响程度会较大。

为了验证这一机制在中国是否成立，我们在实证模型（1）的基础上，将 $shock*depend$ 进一步与城市 GDP 对数（ $l \log gdp$ ）变量交乘，构建类三重差分模型。我们预期 $shock*depend*l \log gdp$ 变量的回归系数在统计意义上显著。表4报告了相应的实证结果。具体来看，第1—2列以 $shock_d*depend$ 与 $l \log gdp$ 交乘作为核心解释变量，该变量的回归系数在5%统计水平显著为正。第3—4列以 $shock_w*depend$ 与 $l \log gdp$ 交乘作为核心解释变量，第3列该变量的回归系数在1%统计水平显著为负，第4列进一步控制省年固定效应，系数在10%统计性水平显著为负。上述回归结果都表明，国际经济调整对于城市经济增长的影响，不但依赖于城市的外部经济依赖度，而且还依赖于城市的经济规模，规模越小则影响越大。这些发现是与本地市场效应理论相一致的，也与Redding和Sturm（2008）关于德国城市的实证发现相一致。

表 4 外部冲击对不同规模城市的影响

变量	被解释变量：GDP增长率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$shock_d*depend*l \log gdp$	1.116** (0.460)	0.882** (0.432)		
$shock_d*depend$	-18.94** (7.855)	-14.71* (7.643)		
$shock_d*l \log gdp$	-1.138*** (0.210)	-0.498** (0.194)		
$depend*l \log gdp$	-1.940*** (0.438)	-2.641*** (0.483)	-1.028*** (0.194)	-0.362** (0.180)
$shock_w*depend*l \log gdp$			-0.236*** (0.0904)	-0.214* (0.109)
$shock_w*depend$			4.311*** (1.563)	3.854** (1.923)
$shock_w*l \log gdp$			-0.0421 (0.0360)	-0.00378 (0.0332)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES

续表 4

变量	被解释变量：GDP增长率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Year FE	YES	YES	YES	YES
Prov*Year FE	NO	YES	NO	YES
Observations	2 981	2 951	2 981	2 951
Adjusted R^2	0.510	0.691	0.543	0.710

（三）其他城市的间接影响

一个城市受到国际经济负面调整影响后，其 GDP 增长率下降，但这种负向影响的来源包括两个方面：第一，国际经济调整直接对于该城市经济增长的影响；第二，受到国际经济调整影响的其他城市对于该城市的间接影响。虽然我国各省和各地之间存在经济壁垒，但各地之间仍然存在经济贸易往来，并且同一省内的城市之间并不存在严重的边界壁垒，其经济往来比较密切，而在京津冀、长三角、珠三角地区，其经济一体化趋势日益增强。因此，尽管存在一些壁垒，但不同城市之间在经济发展上存在经济和产业关联。

参照市场潜力指标构建的方法（赵永亮和才国伟，2009），我们构建了一个指标来体现这种间接影响，如下：

$$connect_i = \sum_{j \neq i} \frac{1}{d_{ij}} * \frac{Y_j}{\sum_{j \neq i} Y_j} * depend_j \quad (4)$$

其中， d_{ij} 表示 j 城市距离 i 城市的地理距离对数值； Y_j 表示 j 城市的经济发展水平，使用 j 城市 2001—2003 年的平均实际 GDP 衡量； $depend_j$ 为 j 城市的外部经济依赖度，使用 j 城市 2001—2003 年的平均外部经济依赖度衡量。 $connect_i$ 表示所有其他城市对 i 城市影响之和。

我们把指标（4）式与 $shock_d$ 、 $shock_w$ 的交互项分别加入（1）式，回归结果见表 5。可以发现， $shock_d*connect$ 加入回归方程后， $shock_d*depend$ 和 $shock_d*connect$ 二者的系数都显著为负。另外，值得说明的是，此时相比于第 1 列，第 2 列 $shock_d*depend$ 的系数绝对值减小，这表明外部冲击对地区经济增长的影响，有一部分是通过国内地区间经济联系传递的。我们进一步控制省年固定效应，系数值仍比较稳定。当把 $shock_w*connect$ 加入（1）式， $shock_w*depend$ 和 $shock_w*connect$ 系数都显著，并且此时， $shock_w*depend$ 系数变小。当我们进一步控制省年固定效应时， $shock_w*connect$ 变量不再显著。

表 5 其他城市的间接影响

变量	被解释变量：GDP增长率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$shock_d*depend$	-2.700*** (0.456)	-1.735*** (0.386)	-1.880*** (0.610)			
$shock_d*connect$		-288.7*** (66.63)	-276.7** (118.8)			
$shock_w*depend$				0.445*** (0.104)	0.333*** (0.106)	0.255* (0.135)

续表 5

变量	被解释变量: GDP增长率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>shock_w*connect</i>					34.04** (13.87)	14.65 (26.78)
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Prov*Year FE	NO	NO	YES	NO	NO	YES
Observations	2 981	2 973	2 943	2 981	2 973	2 943
Adjusted R^2	0.535	0.544	0.712	0.529	0.529	0.708

因此,我们认为国际经济调整具有传导效应,某一城市在受到影响后,这种影响会传导至与其具有经济和产业关联的其他城市。具体而言,当使用虚拟变量作为国际经济调整时,经济联系(*connect*)每提高一个标准差,该城市 2008 年之后 GDP 增长率相对于之前平均下降 0.69 个百分点。这个效应在经济意义上非常重要。^⑩

六、结 论

在新常态之下,维持经济增长的原有动力,同时寻找新常态下经济增长新动力,成为中国所面临的最为重要和紧迫的任务之一。本文基于中国 286 个地级及以上城市的 2001—2013 年面板数据,采用双重差分方法并结合工具变量,考察了国际经济调整对我国城市经济增长的影响。实证发现,国际经济调整对中国外部经济依赖度更大的城市造成了更大的影响。一个城市的外部经济依赖度每提高一个标准差,则其 2008 年之后的经济增长率相对 2008 年之前下降 0.46 个百分点。在影响渠道和机制上,国际经济调整主要对我国东部地区的城市经济增长造成影响,在国际经济显著调整的情况下,经济规模较大的城市由于具有较强的“本地市场效应”,有较好的自我恢复能力以及平抑经济波动的能力,从而受影响的程度会相对较小,从国内市场经济联系的角度来看,外部经济贸易冲击不仅对城市 GDP 增长造成了直接影响,而且其还通过引致其他城市的 GDP 增长变化进而通过城市间的经济联系带来间接影响。最后,我们进一步探讨了国际经济调整影响城市经济增长的渠道,发现国际经济调整主要改变了城市出口贸易,从而间接影响到城市经济增长。由于国际经济调整对不同地区和城市的经济影响存在显著差异,因此国际经济调整在一定程度上重塑了我国经济的空间分布。

本文的理论讨论和实证发现具有重要的现实意义和政策启示。第一,重视对外部需求冲击的短期应对和管理。外部需求负面冲击是中国经济增速放缓的重要原因,应采取金融工具和其他措施平抑和缓解外部需求冲击风险。第二,应积极培育大中型城市的产业体系和自生能力,增强大中城市的本地市场效能。适当地以市场手段引导经济资源流向生产率更高的大中城市,进而提升整个国家的经济增长潜力。第三,重视国内市场联系,注意发

^⑩ 除了以上三个部分,我们进一步研究了国际经济调整对于城市出口、进口、投资和消费的影响,发现国际经济调整对于城市经济增长的影响作用渠道主要在于进、出口,投资和消费并非主要渠道。限于篇幅,结果未列出。

挥国内市场联系对经济增长的正面作用。这需要中国进一步建设全国统一的产品和生产要素市场，消除各个领域和各个区域之间的市场分割壁垒，建设更加健全的市场经济体系。

参考文献：

1. 金煜、陈钊、陆铭：《中国的地区工业集聚：经济地理、新经济地理与经济政策》[J]，《经济研究》2006年第4期。
2. 陆铭、陈钊：《论中国区域经济发展的两大因素和两种力量》[J]，《云南大学学报（社会科学版）》2005年第4期。
3. 孙楚仁、沈玉良、赵红军：《加工贸易和其他贸易对经济增长贡献率的估计》，《世界经济研究》2006年第3期。
4. 王永进、李坤望、盛丹：《契约制度与产业集聚：基于中国的理论及经验研究》[J]，《世界经济》2010年第1期。
5. 卫梦星：《“四万亿”投资的增长效应分析——反事实方法的一个应用》[J]，《当代财经》2012年第11期。
6. 卫瑞、张文城、张少军：《全球价值链视角下中国增加值出口及其影响因素》[J]，《数量经济技术经济研究》2015年第7期。
7. 张军、桂林：《中国的经济发展如何影响了全球经济：基于经济学文献的答案》[J]，《世界经济》2008年第8期。
8. 赵永亮、才国伟：《市场潜力的边界效应与内外部市场一体化》[J]，《经济研究》2009年第7期。
9. Bai, C.E., Hsieh, C.T., Song, Z.M., 2016, “The Long Shadow of China’s Fiscal Expansion”, NBER Working Paper, No.22801.
10. Baldwin, R., 2009, “The Great Trade Collapse: Causes, Consequences and Prospects” [J], CEPR.
11. Chen, Z., He, Z., Liu, C., 2018, “The Financing of Local Government in China: Stimulus Loan Wanes and Shadow Banking Waxes”, ADBI Working Paper, No.800.
12. Chor, D., Manova, K., 2012, “Off the Cliff and Back? Credit Conditions and International Trade During the Global Financial Crisis” [J], *Journal of International Economics*, Vol.87, No.1: 117-133.
13. Frankel, J., Romer, D., 1999, “Does Trade Cause Growth?” [J], *American Economic Review*, Vol.89, No.3: 379-399.
14. Frankel, J., Stein, E., Wei, S., 1995, “Trading Blocs and the Americas: The Natural, the Unnatural, and the Super-natural” [J], *Journal of Development Economics*, Vol.47, No.1: 61-95.
15. Johansson, A.C., Feng, X., 2016, “The State Advances, the Private Sector Retreats? Firm Effects of China’s Great Stimulus Programme” [J], *Cambridge Journal of Economics*, Vol.40, No.6: 1635-1668.
16. Mankiw, G., Weil, D., Romer, D., 1992, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth” [J], *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.107, No.2: 407-437.
17. Nunn, N., Qian, N., 2014, “US Food Aid and Civil Conflict” [J], *American Economic Review*, Vol.104, No.6: 1630-1666.
18. Ouyang, M., Peng, Y., 2015, “The Treatment-Effect Estimation: A Case Study of the 2008 Economic Stimulus Package of China” [J], *Journal of Econometrics*, Vol.188, No.2: 545-557.
19. Redding, S., Sturm, D., 2008, “The Costs of Remoteness: Evidence from German Division and Reunification” [J], *American Economic Review*, Vol.98, No.5: 1766-1797.
20. Waldinger, F., 2010, “Quality Matters: The Expulsion of Professors and the Consequences for PhD Student Outcomes in Nazi Germany” [J], *Journal of Political Economy*, Vol.118, No.4: 787-831.

(G)